

数字普惠金融服务乡村振兴的 影响机理及实证检验

葛和平 钱宇¹

【摘要】: 大力发展数字普惠金融,可以有效缓解“三农”问题,服务乡村振兴。文章构建了“两高、三度、三风、三治、三富”的乡村振兴评价体系,并使用空间滞后(SAR)模型实证分析数字普惠金融对乡村振兴的影响。研究发现:数字普惠金融发展对乡村振兴的影响呈现先抑制后促进的“U”型关系,作用拐点在16.51-18.11之间,现阶段中国数字普惠金融水平整体已越过临界点,主要发挥对乡村振兴的促进作用;数字普惠金融对乡村振兴的影响具有显著的空间溢出效应,且溢出效应将率先促进邻近地区的乡村振兴;财政分权、信息化水平等可以有效改善乡村治理水平。为此提出完善数字普惠金融体制机制、注重乡风文明建设、提高公共治理能力等建议。

【关键词】: 乡村振兴 体系构建 “U”型影响

【中图分类号】:F832.1 **【文献标识码】:**A **【文章编号】:**1009-2382(2021)05-0118-09

一、引言

随着新一轮信息革命与技术革命的兴起,以运用新兴技术为特征的数字普惠金融已成为推动中国经济包容性增长的新动能。数字普惠金融作为传统金融与新一代信息通信技术、互联网技术融合形成的新模式、新业态(黄益平、黄卓,2018),为发展乡村经济、服务乡村振兴创造了新方案。对此,中国政府高度关切,指出到2020年,要建立与全面建成小康社会相适应的普惠金融服务和保障体系。然而,尽管当前我国金融供给总量充足,但金融市场的逐利性、排斥性,使得我国乡村地区居民在金融资源的配置上还远低于城镇居民。我国乡村地区金融人才缺乏,金融资源难获取、成本高、效率低等问题成为金融服务乡村振兴道路上亟待解决的问题。如今,受新冠肺炎疫情影响,实现金融领域的“智能+”与“互联网+”,在农村地区提供更多的金融服务,保障乡村基本金融需求的紧迫性更为凸显。

城乡二元金融结构引致的金融资源配置的结构性失衡成为制约农村发展的突出问题(宗杰、矫江,2014)。数据显示,2016年我国“三农”金融有高达3.05万亿元的缺口,超过40%资金紧缺的农户仍难获取金融服务。传统设置小额信贷公司、“两权”抵押试点等普惠型金融举措,因缺乏商业可持续性,往往效果一般。而数字普惠金融因其特殊的技术属性、较弱的金融排斥、较低的运行成本等优势为解决乡村地区金融资源配置问题提供了契机。随着数字普惠金融的大力推进,我国农村金融供给能力将不断提升,那么,这会对乡村振兴产生何种影响?作用机理如何?作为一种新业态、新的金融模式,其在服务乡村振兴的进程中又存在哪些问题?系统研究上述问题,对我国深入推进数字普惠金融发展,建立乡村振兴长效机制,具有重要意义。

二、文献综述

关于数字普惠金融与乡村发展影响的研究,主要有以下两类观点。

¹作者简介:葛和平,南京信息工程大学管理工程学院副教授;

钱宇,南京信息工程大学中国制造业发展研究院研究助理(南京210044)。

基金项目:国家社会科学基金项目“数字普惠金融促进乡村产业振兴的模式创新与政策研究”(编号:20BJY114)

第一类观点认为普惠金融的发展可以有效提高乡村发展水平，助力乡村振兴。由于金融本身的逐利性，乡村地区难以获得足够的金融服务，而通过金融供给侧改革，提高金融服务的可得性，能够带动消费，提高风险抵御能力，促进当地的经济水平提升，促进包容性发展(Honohan, 2004)。Ozili (2018)认为数字金融对金融普惠性和实现包容性增长具有积极影响。但这也存在数据安全、代理问题等风险和挑战，如果得到解决，可以使数字金融更好地为个人、企业和政府服务。易行健、周利(2018)认为数字普惠金融促进了居民消费，并且在农村以及中低收入家庭更为显著。张勋等(2019)指出，数字普惠金融能有效促进农村经济包容性增长，且农村低收入群体受益更为明显。杨林(2019)则提出“普惠金融+绿色金融+科技金融”模式的协同效应可以有效助力乡村振兴。

第二类观点认为数字普惠金融发展与乡村振兴之间无显著线性关系。这主要是因为乡村地区人力资本低，空心化严重，中老年群体居多，数字普惠金融的发展需要经历一个学习、接受的过程，短期并不能明显助力乡村发展，当迈过初期门槛后，金融服务乡村发展的正向作用才得以体现(Beck 和 Brown, 2011)。Malady (2016)则认为那些收入和财富更高的城市家庭更有可能使用银行服务及其数字平台，而乡村的贫困、低收入和文盲人口对数字金融还需要有个不断接受的过程，这在一定程度上可能延缓乡村经济的发展。葛和平、朱卉雯(2018)研究发现经济发展同数字普惠金融发展之间存在 U 型关系。尹志超等(2019)研究发现，普惠金融对家庭收入产生明显异质性影响，更能提高低收入家庭的收入水平。

综上所述，国内外学者虽然就普惠金融对乡村经济的影响以及农村现代化进程中的金融需求与供给方面做了大量的分析，但大多仅从各自的单一视角进行研究，较少有从数字普惠金融发展的角度对其进行研究，更是鲜有将经济增长、社会福利、生活质量等整合起来，综合考量数字普惠金融服务乡村振兴的影响机理和评价。

三、理论分析与影响机理

20 世纪 80 年代前，受凯恩斯“政府干预主义”、纳克斯“贫困恶性循环理论”影响，在乡村发展与资本需求方面农业信贷补贴理论(Subsidized Credit Paradigm)一度盛行。该理论认为处于社会边缘的贫困人群生产能力低下，收入和储蓄水平一直在底层徘徊，农村普遍面临资金供给不足问题。为提高农业生产，缓解贫困，建立政府补贴专项资金和非盈利性的普惠型金融机构对于农民、农村、农业的发展极为必要。Hellman 等(1997)提出金融约束理论分析框架，认为农村需要一个有效率的金融市场。与金融约束论相呼应的是 1978 年哈耶克(Hayek)的局部知识分析范式。该范式指出农村经济发展过程中内生的互助性农村商业银行、金融合作社等是农村金融市场的主力。因此，各级政府部门有必要通过制定相应政策规范现有农村金融机构、投入技术性金融服务设施及实施普惠性的专项补贴，激发农村金融市场的活力，进而形成一个有序、竞争的普惠型金融市场，服务我国乡村振兴战略。

我国乡村发展资金需求量大。从金融服务农村经济发展的内在关系来看(图 1)。S₁、D₁为以往农村发展过程中的资金供求曲线，C₁为借款成本。随着生产力不断发展，第二产业逐步兴起，乡村地区对资金的需求曲线变为 D₂，需求量扩增至 Q₂。但乡村农业、小微企业生产的分散性、不确定性和低收益性，加之各微观主体资金单次需求量少，交易次数频繁，又缺乏足额的担保和抵押品，使得各大正规金融机构不愿服务农村，金融服务供给仍然保持在以往的 S₁，为满足需求必然导致借款成本上升到 C₂。然而农村规模不经济的特性决定了其所能承受的借款成本仅为 C₁，为促使乡村资金供给曲线由 S₁移动至 S₂，提高乡村地区资金可获得性，降低借款成本，破除资金缺乏对乡村振兴的抑制，政策支持数字普惠性金融发展无疑是一个有效的途径。

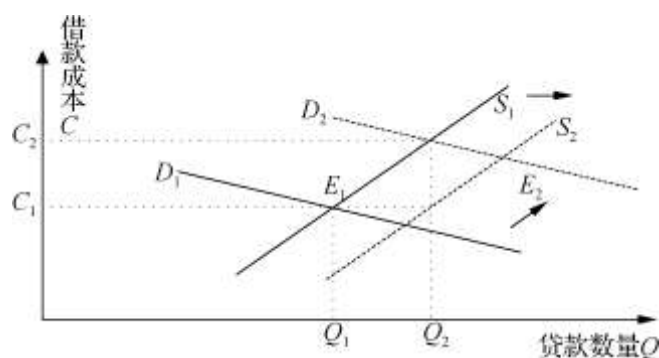


图 1 金融服务农村经济发展的内在关系

从数字普惠金融服务乡村振兴的影响来看，具有先抑制后促进的“U”型影响。

在数字普惠金融发展初期，并不能显著推进乡村振兴。新技术的产生、接受、熟悉与应用需要一定的过程，尤其是在经济能力和信息约束条件下，农户通常以风险最小化为原则接受新技术，因此在数字普惠金融推广初期，由于其本身的新技术属性，可能导致有效供给和有效需求的错位，推广和接受难度较大。同时，无论是个人对新技术的自主学习，还是单位组织的被动学习，对数字普惠金融这类新事物的学习过程将消耗一定的资源并产生学习成本(刘洪伟等，2007)。这种新的金融概念对农户而言，因缺乏相应的知识基础，往往需要花费更多的时间与精力，这将对原本投入到农业生产中的资源产生“挤出效应”，因此这在一定程度上会制约其对乡村振兴的有效服务。

当数字普惠金融水平迈过一定拐点后，将促进乡村振兴。其表现如下(图 2)。



图 2 数字普惠金融对乡村振兴的影响机理

一是直接效应，随着互联网技术在金融领域的持续深化运用，一定程度上能够减轻传统金融对于金融硬件设施的依赖程度，提高金融服务的可触及性，缓解因金融排斥所造成的权利贫困。数字普惠金融的发展可以及时地为农户提供理财、应急贷款、农业保险、教育基金等金融服务。一方面，普惠金融所提供的理财产品可将农户“零散化资金”整合起来，增加额外收益，缩小城乡贫富差距，提高贫困人群的获得感；另一方面，应急贷款、农业保险等有效提高了农户抵御风险能力，保障农业收入，避免因病致贫、因灾返贫；此外，教育基金的投放不仅可以有力保障乡村儿童的优质教育，提高其素质文化修养和劳动技能，从而可以文化脱贫，而且也有助于促进乡风文明。同时，数字普惠金融也可以为初创企业、小微企业提供更为便捷的商业贷款，缓解其发展过程中的流动性约束(任晓怡，2020)，促进乡村产业兴旺，并依靠其成长为农村人口提供就业技能培训，带动更多人

就业，以“扶智赋能”稳脉搏、造新血、促增收。

二是间接效应，数字普惠金融发展在实现金融基础较好的地区经济增长后，通过经济发展的渗漏效应，以先富帮后富的形式，通过部分群体或地区的先一步发展带动贫困地区的发展，从而服务乡村振兴战略。一方面，随着城市使用电子支付成为趋势，其带来的溢出效应，可以带动农村居民对数字金融的使用，进而提高购买力和消费水平，改善收入分配方式。另一方面，金融供给量的增加，有助于优化当地经济增长结构。通过精细化农业生产、多样化农产品加工、特色化乡村旅游等农业产业链的开展完善，提高产业综合效益和竞争力，促进地方经济的包容性增长。再者，产业发展可以延展农民就业方式、提高土地经济产出、提升经济发展的内生动力，促进农村、农业和农民的全面发展。

四、模型设定与变量说明

1. 模型构建

考虑到经济数据在空间位置相关时会呈现出一定的自相关性质，为探究数字普惠金融对邻近地区乡村振兴产生的影响，本文运用空间计量经济模型对可能存在的直接效应和间接效应作进一步的检验判断，以更好诠释各区域之间由于经济来往的日益加深带来的空间依赖性。据此我们建立 SAR、SEM、SDM 三种空间计量模型：

$$Rei_i = \beta_1 Difi_i + \beta_2 Difi_i^2 + \beta_3 Fisd_i + \beta_4 Is_i + \beta_5 Afe_i + \beta_6 Tec_i + \epsilon_i, \epsilon_i = \lambda \sum_{j=1}^n W_{ij} \epsilon_j + \mu_i \quad (1)$$

$$Rei_i = \rho \sum_{j=1}^n W_{ij} Rei_j + \beta_1 Difi_i + \beta_2 Difi_i^2 + \beta_3 Fisd_i + \beta_4 Is_i + \beta_5 Afe_i + \beta_6 Tec_i + \mu_i, \mu_i = \lambda \sum_{j=1}^n W_{ij} \mu_j + \epsilon_i \quad (2)$$

$$Rei_i = \alpha_i + \rho \sum_{j=1}^N W_{ij} Rei_j + \beta_1 Difi_i + \beta_2 Difi_i^2 + \beta_3 X_i + \varphi_1 W * Difi_i + \varphi_2 W * Difi_i^2 + \varphi \sum_{j=1}^N W_{ij} X_j + U_i, U_i = \lambda W \mu_i + \epsilon_i \quad (3)$$

其中， Rei_i 为被解释变量，表示乡村振兴指数； $Difi_i$ 为核心解释变量，表示数字普惠金融指数， $Difi_i^2$ 为其平方项； $Fisd_i$ 、 Is_i 、 Afe_i 、 Tec_i 为控制变量，分别表示财政分权、产业结构、政府支农力度、信息化水平； ρ 、 λ 、 ϕ 分别为空间滞后、空间误差和解释变量的空间系数； β_0 、 ϵ_i 分别为常数项和随机干扰项， W_{ij} 是空间权重矩阵，鉴于普通的“0-1”空间邻接矩阵隔断了不同地区的经济发展水平的空间关联性，本文选择经济距离建立权重矩阵，公式如下：

$$W_{ij} = \begin{cases} \frac{1}{|g_i - g_j|}, i \neq j \\ 0, i = j \end{cases} \quad (4)$$

其中 g_i 表示 i 地区 2011-2017 年的人均 GDP，若两地区人均 GDP 差距越小，该指标值越大，表示经济距离下越“接近”。

2. 变量选取

(1) 被解释变量。

乡村振兴评价指数。本文以国家《乡村振兴战略规划(2018-2022 年)》中的 5 类 22 项乡村振兴指标为基础,借鉴张挺等(2018)研究,以科学性原则进行指标选取,最终确定 5 类二级指标,30 项三级指标,构建了“两高、三度、三风、三治、三富”的乡村振兴评价体系(见表 1)。

产业兴旺:乡村产业的发展是乡村振兴的重要支柱,该指标以农业效率高、农业投资高进行衡量。生态宜居:生态宜居是乡村生态振兴的重要组成部分,是留住农村青壮劳动力、促进乡村可持续发展的基本前提,该指标主要衡量清洁生产度、生活宜居度、医疗保障度。乡风文明:乡风文明建设是传承优秀传统文化的基础,是实现乡村振兴的软实力,该指标从家庭、社会、民俗三种乡风衡量。治理有效:乡村治理架构和治理水平是保障乡村振兴平稳推进的重要标准,该指标从治理基础、治理投入、治理成果三方面衡量。生活富裕:扭转乡村贫困面貌、增强农民收入获得感、实现生活富裕是乡村振兴最关键的内容,该指标从收入、品质、差距三个维度衡量。本文采用熵值法来确定各项指标权重。

表 1 乡村振兴评价指标体系

主指标	一级指标	二级指标	三级指标
乡村振兴	产业兴旺(两高)	农业效率高	人均 GDP
			人均粮食产量
			农业劳动生产率
		农业投资高	农业机械总动力
			农村农户固定资产投资额
			小型新型农村金融机构数
	生态宜居(三度)	清洁生产度	能源消费结构
		生活宜居度	人均公园绿地面积
			公路通车里程
			公共卫生厕所数
		医疗保障度	乡村医生和卫生员数
			社区卫生服务站
	乡风文明(三风)	家庭之风	平均受教育年限
			农村教育文化娱乐支出
		社会之风	地方财政文化体育与传媒支出
			人均拥有的公共图书馆藏书

			农村有线广播电视数占比
		民俗之风	艺术表演团体机构数
	治理有效(三治)	治理基础	自治组织单位数
		治理投入	保险深度
			污染治理投资总额
		治理成果	共同富裕程度
			农村居民五保户人数
			农村居民最低生活保障人数
	生活富裕(三富)	农民收入	农村人均可支配收入
			存款储蓄余额
		生活品质	农村常住居民恩格尔系数
			农村居民消费水平
		城乡差距	城乡居民收入比
			城市化水平

(2) 核心解释变量。

数字普惠金融指数(郭峰等, 2019)。本文使用北大互联网金融研究中心编制的《北京大学数字普惠金融指数(2011—2018)》。该指标包括覆盖广度、使用深度和数字化程度等 3 个一级维度, 11 个二级维度, 33 个三级指标, 兼具权威性和科学性。

(3) 控制变量。

财政分权(Fisd)。财政分权改革使得各地区在教育、医疗、扶贫、基础设施等方面的财政政策拥有了更多自主权, 不仅能够充分发挥财政政策缓解贫困的作用, 还能激发公众积极参与社会治理, 提高政府治理的精准度。采用地方人均财政支出占中央人均财政支出的比重来衡量。产业结构状况(Is)。农村收入水平与地区产业结构有着密切关系, 一方面劳动密集型产业可以带动就业, 但过度工业化也可能导致乡村地区劳动力匮乏, 虽提高了整体经济水平, 却不利于乡村发展。本文选取第二产业占 GDP 的比重衡量该指标。政府支农力度(Afe), 道路、电力和通信等农村公共投资建设的基础设施是农村发展和缓解贫困的重要推动力。而乡村基础设施建设、社会保障程度、产业兴旺程度、人民生活富裕等都离不开政府的大力支持与建设, 因此财政支农力度预期将对乡村振兴产生正向影响。本文选取各地财政支出中农林支出水平作为衡量指标。信息化水平(Tec)。互联网、大数据等现代信息技术, 突破传统条件或地域限制, 为欠发达地区乡村企业的货运调度、生产销售提供了更便捷的方式, 这有助于乡村地区农民就业, 提高农户收入水平, 促进乡村经济发展(谢绚丽等, 2018)。本文使用的是各省企业的网站注册数来衡量。

3. 数据来源及描述性统计

本文选取 2011—2017 年中国 30 个省市的面板数据作为样本数据(西藏及港澳台地区数据缺失, 故舍弃)。数据来源于

2012-2018 年《中国统计年鉴》,表 2 为数据描述性统计。

表 2 主要指标的描述性统计

变量	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
Rei	210	24.129	11.877	7.464	56.391
Difi	210	17.206	7.774	1.833	33.665
Difi ²	210	356.194	254.526	3.36	1133.332
Fisd	210	6.842	2.812	3.693	14.876
Is	210	45.384	8.399	19.014	59
Afe	210	47.148	22.092	9.178	102.313
Tec	210	3.489	6.535	0.089	43.586

为直观地观察数字普惠金融与乡村振兴指数之间的关系，我们绘制出数字普惠金融与乡村振兴指数之间的散点图和简单的拟合直线，见图 3。从图中我们可以看出，各地区数字普惠金融与乡村振兴指数之间具有明显的“U”型关系。

五、实证结果分析

1. 空间自相关检验

在进行空间计量检验前，需要验证所研究的对象是否存在空间依赖性。借鉴 Moran(1950)的研究，使用 Moran’sI 指数进行验证，同时为了更好揭示乡村振兴的空间集聚状态，本文还对其进行局部自相关检验。

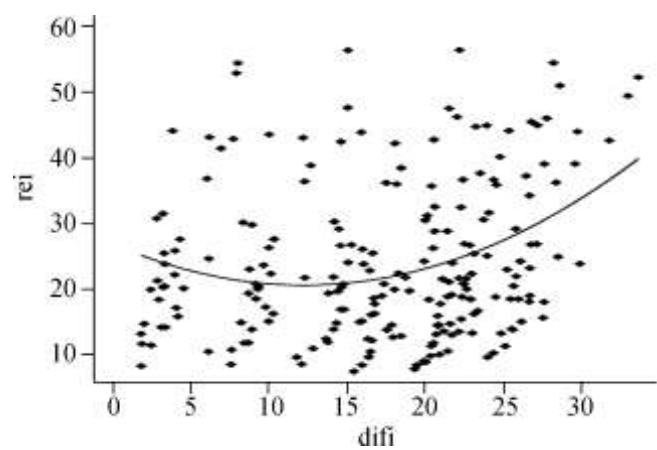


图 3 数字普惠金融与乡村振兴指数散点图

$$Moran's I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (X_i - \bar{X})(X_j - \bar{X})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij}} \quad (5)$$

式中 $S^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2}{n}$, X_i 为地区 i 的样本观测值, n 为地区总数, W_{ij} 为空间权重矩阵。

基于经济距离矩阵, 计算出各省乡村振兴的全局 Moran's I 值。表 3 给出了 2011-2017 年各省乡村振兴的全局 Moran's I 值, 估计结果显著为正, 由此证明二者存在明显的空间正相关性。

表 3 2011-2017 乡村振兴全局 Moran's I 值

年份	Moran's I	P 值
2011	0.294***	0.000
2012	0.276***	0.001
2013	0.278***	0.000
2014	0.314***	0.000
2015	0.186**	0.015
2016	0.274***	0.001
2017	0.267***	0.001

2. 空间计量模型检验及选择

模型估计之前, 本文首先进行 LR 和 Wald 检验来选择空间模型。表 4 结果显示, 在经济距离空间权重矩阵下, LR 和 Wald 检验均接受了假设, 即 SDM 模型可以退化为 SEM 或 SAR 模型。因此, 本文进一步进行 LM 检验, 以在 SAR 和 SEM 模型中选出最优模型。结果显示 LM-Lag 统计量与 LM-Error 统计量都在 1% 的显著性水平下显著, 稳健 LM-Lag 统计量通过了 10% 的显著性检验而稳健 LM-Error 统计量不显著, 这说明空间面板模型采用 SAR 模型进行估计较为合适。

3. 基准结果分析

表 5 模型 (1)-(5) 分别报告了混合 OLS、固定效应 (FE) 模型、FGLS、空间滞后模型 (SAR) 以及空间误差模型 (SEM), 估计结果如表 5 所示。根据 Hausman 检验, 选择固定效应模型。FGLS 模型能在一定程度上解决可能存在的异方差和序列相关性, 优于固定效应模型。从回归结果看, 模型 (1)-(3) 均显示了数字普惠金融对乡村振兴具体显著的先抑制后促进的“U”型作用。考虑到经济数据在空间位置相关时会呈现出一定的自相关性质, 为探究数字普惠金融水平对邻近地区的乡村振兴产生的影响, 我们建立了 SEM、SAR 及 SDM 模型, 根据上文检验结果, 选择在空间滞后模型基础上, 讨论研究发现。

表 4 空间模型检验结果

检验	指标	统计量	P 值
LR 检验	Spatiallag	8.43	0.2082
	Spatialerror	10.50	0.1051
Wald 检验	Spatiallag	8.59	0.1981
	Spatialerror	10.10	0.1204
LM 检验	LM_Error_test	22.185***	0.000
	R_LM_Error_test	0.900	0.343
	LM_Lag_test	24.922***	0.000
	R_LM_Lag_test	3.637*	0.057

在空间滞后模型 (SAR) 中，数字普惠金融对乡村振兴的一次项影响系数为-0.287, 且通过了 1% 的显著性检验，平方项影响系数为 0.00804, 通过了 5% 的显著性检验，表明数字普惠金融发展与乡村振兴之间存在显著的“U”型关系。这可能是因为在数字普惠金融建设初期，需要大量的资金成本，且由于乡村地区用户知识水平低、接受新事物能力较弱，对数字普惠金融的接受、熟悉、使用均需一定的学习成本、时间成本，这对原本投入到农业生产中的资源有一定的“挤出效应”。因此数字普惠金融的发展初期难以对乡村振兴产生推动作用，一旦发展成熟，数字普惠金融对乡村振兴的促进作用将不断显现。根据各模型回归方程中二次项和一次项的系数，计算得出数字普惠金融指数拐点在 16.51-18.11 之间。这表明数字普惠金融指数小于 16.51 时，其对乡村振兴的影响有一定的抑制作用；当数字普惠金融指数跨过门槛值后，其对乡村振兴的促进作用逐渐明显。

北大数字普惠金融数据显示，当前我国数字普惠金融指数的均值为 27.3, 其中东部均值为 29.4、中部均值为 26.5、西部均值为 25.7, 均已跨过拐点，对我国乡村振兴有着显著促进作用，这也说明近几年我国处在数字普惠金融和乡村振兴发展的攻坚阶段，数字普惠金融发展取得重要成绩。但由于我国地理面积大、贫富不均、数字化发展程度不一，尤其是在实现乡村振兴的攻坚期，继续构建和完善数字普惠金融体系迫在眉睫，仍然需要加强数字化建设，让数字普惠金融助力实体经济发展，实现持续有效推进乡村经济振兴。就控制变量而言，财政分权、信息化水平等表现为显著正向影响，说明通过地方政府自主决策，提高政府支农力度，提高人民的参与感、获得感与安全感能显著促进乡村振兴；随着信息技术的进步，互联网对于推动乡村振兴、推进整个地区的综合发展具有重要作用。

表 5 数字普惠金融对乡村振兴影响的基准回归结果

	(1) OLS	(2) FE	(3) FGLS	(4) SAR	(5) SEM
Difi	-0.944***	-0.460***	-0.535***	-0.287***	-0.387***
	(-3.20)	(-4.16)	(-4.77)	(-2.82)	(-2.71)
Difi ²	0.0273***	0.0127***	0.0162***	0.00804**	0.0110**
	(2.91)	(3.50)	(4.18)	(2.47)	(2.47)

Is	-0.384***	-0.0278	0.143**	-0.0245	-0.0501
	(-3.89)	(-0.25)	(2.35)	(-0.26)	(-0.52)
Fisd	0.902***	0.825	-0.172	0.878*	0.929*
	(3.17)	(1.42)	(-1.31)	(1.77)	(1.79)
Afe	0.0195***	0.00517	0.0163***	0.0038	0.0032
	(5.48)	(1.28)	(12.59)	(1.09)	(0.88)
Tec	0.832***	0.203***	0.825***	0.167***	0.194***
	(8.30)	(4.40)	(7.57)	(4.14)	(4.32)
_cons	33.63***	20.28***	6.770		
	(4.30)	(3.19)	(1.63)		
Hausman		56.76***		-0.56	
Spatial				0.377***	0.374***
Rho(lambda)				(4.71)	(4.41)

表 6 给出了基于 SAR 模型的空间效应分解。直接效应是指数字普惠金融对本区域的乡村振兴效应，间接效应是指本地数字普惠金融对邻近省份的乡村振兴效应，总效应则是二者之和。从数字普惠金融的影响来看，直接效应占据了总效用的 64.10%，其极值点为 17.96，间接效应仅占 35.90%，极值点为 17.94，总效应极值点为 18.02。这表明数字普惠金融发展虽有明显溢出效应，但主要是对本地区乡村振兴产生影响；此外，本地数字普惠金融的发展更容易跨过邻近地区的作用拐点，即其溢出效应将率先促进邻近地区的乡村振兴。

4. 内生性处理

使用空间滞后模型，可能存在遗漏变量的内生性问题，从而导致数字普惠金融对乡村振兴的影响估计值存在偏误。一方面，可能存在同时影响数字普惠金融和乡村振兴的不可观测因素。另一方面，乡村振兴水平越高的地区其数字普惠金融水平往往也越高，即可能存在双向因果关系问题。为有效缓解模型中的内生性问题，借鉴易行健和周利(2018)的做法，构建一个“Bartikinstrument”(滞后一阶 $Difi_{i,t-1}$ 与其一阶差分 $\Delta Difi_{i,t-1}$ 的乘积)，由于 $\Delta Difi_{i,t-1}$ 消除了数字普惠金融的线性趋势，因此 $Difi_{i,t-1} * \Delta Difi_{i,t-1}$ 在一定程度上不会受当期乡村振兴指数的影响，满足外生性要求，而数字普惠金融发展在时间上具有延续性，滞后一期的 $Difi$ 与本省当期数字普惠金融具有一定相关性，说明该工具变量设定是合理的。

表 6 基于 SAR 模型的空间效应分解

变量	直接效应	间接效应	总效应
Difi	-0.291***	-0.164**	-0.454***
	(-2.74)	(-2.33)	(-2.88)

Difi ²	0.0081**	0.00457**	0.0126**
	(2.39)	(1.99)	(2.41)
Is	0.959*	0.573	1.532*
	(1.96)	(1.54)	(1.87)
Fisd	-0.0326	-0.0195	-0.0520
	(-0.35)	(-0.34)	(-0.35)
Afe	0.00377	0.00213	0.00591
	(1.13)	(1.01)	(1.12)
Tec	0.174***	0.102**	0.275***
	(8.30)	(4.40)	(7.57)

表 7 模型 1-3 分别为加入上述工具变量的两阶段 OLS 估计、系统 GMM 估计及动态空间面板模型。估计结果表明，在解决了可能存在的内生性问题后，数字普惠金融对我国乡村振兴的“U”型影响依旧显著存在，说明估计结果是可靠的。此外，本文进行一系列工具变量有效性检验，均拒绝原假设，说明工具变量的选择是合理的。

表 7 数字普惠金融与乡村振兴：内生性处理结果

	(1) 2SLS	(2) GMM	(3) DGMM
L.Rei		0.720***	0.314***
		(67.62)	(17.28)
W*Rei			-0.010***
			(-10.42)
Difi	-0.986**	-0.433***	-0.594***
	(-2.52)	(-6.65)	(-8.41)
Difi ²	0.023***	0.006***	0.007***
	(2.86)	(2.97)	(3.74)
控制变量	YES	YES	YES
AR(1)		-2.40**	
AR(2)		-0.55	
过度识别检验	恰好识别	28.51	26.027

		(1.00)	(0.46)
不可识别检验	36.639**		
弱工具变量检验	23.27**		

5. 稳健性检验

为进一步验证估计结果的稳健性，一是将空间权重矩阵更换为地理距离矩阵及 0-1 矩阵进行稳健性检验。二是剔除样本异常值的影响。具体而言，对数字普惠金融及乡村振兴指数在前后 1%分位上进行缩尾处理，然后对剩余样本重新进行估计。结果汇报在表 8 中，结果表明无论是更换空间权重矩阵，还是在剔除异常样本点的影响后，数字普惠金融对乡村振兴指数的“U”型影响依旧稳健存在，这也证明了估计结果并非由空间矩阵或异常值产生的伪因果。

表 8 稳健性检验

变量	更换权重矩阵		缩尾处理
	地理距离矩阵	0-1 矩阵	Winsorize
Difi	-0.227**	-0.2296**	-0.302***
	(-2.31)	(-2.41)	(-2.95)
Difi ²	0.0067**	0.0064**	0.0086***
	(2.14)	(2.04)	(2.58)
控制变量	YES	YES	YES
Spatial	0.500***	0.4667***	0.370***
rho	(6.30)	(7.15)	(4.62)

六、政策建议

1. 完善数字普惠金融体制机制，激活乡村发展内生动力

我国不同区域在经济发展阶段、政策保障程度、金融机构规模及效率上均存在一定差异。因此，需要因地制宜、因时制宜地制定差别化数字普惠金融政策。对于经济基础较差的贫困地区，首先要继续完善乡村地区通信网络、金融机构等基础设施的建设，努力宣传推广数字普惠金融，使其学会利用新平台去获取资金，解决农业资金缺乏问题。其次可以适当加大地方财政的转移支付力度，利用普惠金融政策吸引当地外出打工的“城归人员”返乡创业，带动农户就业。同时，鼓励支持一部分农户“走出去”将先进的生产方式、管理模式“带回来”，通过多种途径让贫困人群“致富”。对于发展情况较好的地区，在坚持原有优异金融政策的同时，适当将数字普惠金融向创新创业倾斜，引导农户优化农业产业结构，积极创新，既要积极发展绿色环保的生态农业，也要努力去打造集绿色农产品消费、农家休闲体验、生态旅游度假、儿童科普教育于一体的新型农业增收模式，从而激活乡村振兴的内生动力。

2. 注重乡风文明建设，增强乡村文化软实力

随着乡村振兴政策推进，农村经济发展得到了重大提升，但发展过程中依旧存在着地区发展不平衡、文化软实力跟不上等多种矛盾。实现乡村振兴最终要回归到“人”的建设上，因此，一方面各地政府要加强乡村地区的精神文明建设，既要充分发掘当地卓越的乡土文明，增加农村文化资金投入，鼓励本地艺术创作者积极创作宣传乡土文化的优秀作品，还有必要加大吸收、培育优秀外来文化力度，以保证地区整体文化水平不落后，通过文化振兴巩固农村发展根基。另一方面，不同地区要合理有序进行乡风文明建设，针对江苏、浙江、上海等东部发达沿海城市在传承的基础上，更要注重乡村文化的创新融合，做好乡村文化软实力建设的整体布局，当好文化振兴的风向标；针对甘肃、四川、贵州等相对落后的西部地区则要在重点、关键文化领域做好文化振兴的局部布局，将传承好优秀文化作为第一要务，并积极学习东部乡村文化软指标建设。

3. 提高公共治理能力，建立乡村振兴长效机制

完善规划管理、提高公共治理能力是乡村振兴的重要工作。一方面各级政府要综合考虑土地利用效率、产业发展水平、文化氛围培育、居住环境保障、农村住房规划等方面设计一个“全方位、多层次、有重点、走得远”的乡村治理方案，同时要强化征信系统建设，实施动态的脱贫监测工作，建立资金跟踪及返贫数据库，将脱贫工作的“动态性”与“长期性”结合起来。另一方面，要发挥好包括微支付、微信贷、微保险、微投资等各方面的数字普惠金融体系在面对新型冠状病毒疫情等重大突发事件时，对农户、小微企业等弱势群体的资金保障作用，建立应对突发事件专门账户，做到一有迹象即解锁资金，将死亡、破产的风险从小家庭、小企业转移到大机构，以达到风险分散的作用，借助数字普惠金融的“快”“普”“惠”提高应急反应能力和公共治理能力，服务乡村振兴。

参考文献：

- [1].Bartik and Timothy,How Do the Effects of Local Growth on Employment Rates Vary with Initial Labor Market Conditions?Upjohn Institute Working Paper, 2006.No. 09-148.
- [2].Beck T,Brown M. Use of Banking Services in Emerging Markets-Household-Level Evidence. Cepr Discussion Papers, 2011.
- [3].Honohan P. Financial Development, Growth and Poverty: How Close Are the Links? Palgrave Macmillan UK. 2004.
- [4].Malady. Consumer Protection Issues for Digital Financial Services in Emerging Markets. SSRN Electronic Journal, 2016. 31 (2) :389-401.
- [5].Ozili P. K. Impact of Digital Finance On Financial Inclusion and Stability, Borsa Istanbul Review, 2018, 18 (4) : 329-340.
- [6].葛和平、朱卉雯：《中国数字普惠金融的省域差异及影响因素研究》，《新金融》2018年第2期。
- [7].郭峰、王靖一等：《测度中国数字普惠金融发展：指数编制与空间特征》，2019年北京大学数字金融研究中心工作论文。
- [8].黄益平、黄卓：《中国的数字金融发展：现在与未来》，《经济学(季刊)》2018年第4期。
- [9].贾晋、李雪峰、申云：《乡村振兴战略的指标体系构建与实证分析》，《财经科学》2018年第11期。

-
- [10]. 刘洪伟、李纪珍、王彦：《技术学习成本及其影响因素分析》，《科研管理》2007 年第 5 期。
- [11]. 廖文梅、童婷、胡春晓：《脱贫攻坚与乡村振兴的协同性分析：以江西为例》，《农林经济管理学报》2019 年第 2 期。
- [12]. 任晓怡：《数字普惠金融发展能否缓解企业融资约束》，《现代经济探讨》2020 年第 10 期。
- [13]. 王永仓、温涛：《数字金融的经济增长效应及异质性研究》，《现代经济探讨》2020 年第 11 期。
- [14]. 谢绚丽、沈艳等：《数字金融能促进创业吗？——来自中国的证据》，《经济学(季刊)》2018 年第 4 期。
- [15]. 杨林、邹江：《绿色金融助推乡村振兴的内在机理与逻辑框架》，《西南金融》2019 年第 5 期。
- [16]. 易行健、周利：《数字普惠金融发展是否显著影响了居民消费——来自中国家庭的微观证据》，《金融研究》2018 年第 11 期。
- [17]. 尹志超、彭嫦燕、里昂安吉拉：《中国家庭普惠金融的发展及影响》，《管理世界》2019 年第 2 期。
- [18]. 董晓林、戴月、朱晨露：《金融素养对家庭借贷决策的影响——基于 CHFS 2013 的实证分析》，《东南大学学报(哲学社会科学版)》2019 年第 3 期。
- [19]. 张挺、李闽榕、徐艳梅：《乡村振兴评价指标体系构建与实证研究》，《管理世界》2018 年第 8 期。
- [20]. 张勋、万广华等：《数字经济、普惠金融与包容性增长》，《经济研究》2019 年第 8 期。
- [21]. 宗杰、矫江：《我国农村金融供求失衡原因及对策探讨》，《理论探讨》2014 年第 4 期。